

EXTENSIÓN DEL MÉTODO DEL HIJO PREVIO

Alejandro Aguirre
El Colegio de México

RESUMEN

El método del hijo previo normalmente comienza por preguntar a las mujeres, con ocasión de un parto, acerca de la supervivencia del hijo anterior. La proporción de hijos previos fallecidos produce un índice de mortalidad temprana en la niñez. En su forma original, esta técnica utiliza información obtenida en hospitales y maternidades. En la mayoría de los casos la cobertura está muy lejos de ser completa, lo que produce sesgos en las estimaciones. Para aumentar la cobertura se ha propuesto recopilar datos en una ocasión más conveniente, por ejemplo, durante la prestación de un servicio de salud. Sin embargo, en ese caso surge una nueva inexactitud, dado que se entrevista solamente a aquellas mujeres cuyo último hijo ha sobrevivido, pues existe dependencia entre la probabilidad de muerte de los hermanos sucesivos. Si un niño muere, aumenta la probabilidad de que fallezca también el hermano siguiente. En consecuencia, si la información se recoge después del alumbramiento, se omite a las madres cuyo último hijo ha muerto y cuyos hijos anteriores experimentaron una mayor mortalidad. Para corregir las estimaciones de mortalidad infantil se desarrolla aquí una extensión de la técnica del hijo previo, ilustrada con una aplicación a datos recogidos por el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS).

(MEDICIÓN DE LA MORTALIDAD)
(MORTALIDAD INFANTIL)

(METODOLOGÍA)

ABSTRACT

EXTENSION OF THE PRECEDING-BIRTH TECHNIQUE

The preceding-birth technique starts by asking women, on the occasion of a birth, about the survival of the previous child. The proportion of previous children who have died produces an index of early childhood mortality. In its original form, this technique uses information obtained from hospitals and maternity units. In most cases the coverage is far from complete, which can bias the estimates. In order to improve coverage, it has been proposed that the data should be collected at a more suitable time, such as when a health care service is being provided. In this case, however, a new source of inaccuracy arises, since only women whose latest child has survived will be interviewed. There is a correlation in the probability of death among successive siblings; if a child dies, there is a higher probability that the next sibling will also die. Thus, if the information is not collected at the time of childbirth, mothers whose latest child has died and whose previous children showed increased levels of mortality are omitted. To correct infant mortality estimates, the preceding-birth technique needs to be extended; here, this is illustrated by applying it to data collected by the Mexican Social Security Institute (IMSS).

(MORTALITY MEASUREMENT)
(INFANT MORTALITY)

(METHODOLOGY)

I. INTRODUCCIÓN

Tradicionalmente, los demógrafos han trabajado sobre la base de datos censales, estadísticas vitales y encuestas específicamente diseñadas para sus propósitos. Por otra parte, los sistemas de información de los servicios de salud producen datos de rutina que raramente cumplen con los requisitos para un análisis demográfico riguroso. En la mayoría de los casos la información sobre fecundidad o mortalidad, procedente de las clínicas u hospitales, no sirve, por ejemplo, para derivar tasas de fecundidad por edades (TFE) o tablas de vida completas, ya que habitualmente no hay información sobre el número total de personas expuestas al riesgo.

Sin embargo, los planificadores y encargados de programas de salud necesitan una metodología que permita aprovechar la información que se genera regularmente durante el curso de sus actividades. Idealmente este tipo de enfoque debería producir mediciones que tuviesen significación demográfica y pudieran expresarse como una de las mediciones demográficas conocidas.

El método del hijo previo está en un punto intermedio entre la metodología demográfica usual y las necesidades prácticas de una comunidad de planificadores de salud pública ávidos de aprovechar plenamente sus propios datos.

Originalmente concebido por Brass, el método del hijo previo es uno de los métodos indirectos que sirven para hacer estimaciones de mortalidad como las representadas por las tablas de vida. Como ocurre con otras técnicas indirectas, la información para aplicar este procedimiento se obtiene mediante preguntas muy sencillas y a un bajo costo.

El método consiste en preguntar a las mujeres, en un momento cercano al parto, acerca de la supervivencia de sus hijos anteriores. La proporción de hijos previos muertos produce un índice de mortalidad temprana en la niñez π (o Q), que habitualmente (aunque no necesariamente) se aproxima a $q(2)$ (ó ${}_2q_0$), la probabilidad de morir entre el

nacimiento y el segundo cumpleaños. No hay necesidad de preguntar fecha de nacimiento o de muerte del hijo anterior, ni siquiera la edad de la mujer, como en la técnica clásica de Brass (Brass y otros, 1968), donde el número de hijos nacidos vivos y de hijos sobrevivientes (o muertos) debe clasificarse de acuerdo con la edad de la mujer o la duración del matrimonio.

¿Por qué π es aproximadamente $q(2)$? La respuesta no es muy obvia, pues las madres pueden tener cualquier edad y los intervalos intergenésicos pueden variar enormemente. En su aplicación pionera a la información recogida mediante el sistema de notificación de nacimientos de las Islas Salomón, Macrae (1979) observó un intervalo intergenésico típico de 30 meses. Brass y Macrae (1985) han señalado que el promedio de los intervalos intergenésicos de muchas poblaciones que no utilizan anticonceptivos es de aproximadamente dos años y medio. Las poblaciones con una prevalencia moderada o media en el uso de anticonceptivos, especialmente aquellas en que la prevalencia ha aumentado recientemente, también muestran intervalos intergenésicos no muy apartados de ese valor promedio. Con frecuencia hay otros cambios en los componentes de la fecundidad que acompañan el uso de la anticoncepción. Cambios como la reducción de la lactancia pueden afectar la fecundidad en dirección opuesta, y disminuir y hasta contrarrestar el efecto de la anticoncepción en el resultado final de la fecundidad. En particular, se advierte un vínculo entre el aumento de la prevalencia en el uso de anticonceptivos y el cambio a métodos más eficaces, por una parte, y, por otra, la reducción, supresión o suplementación de la lactancia, que evidentemente tienen efectos compensatorios.

Brass y Macrae han explicado el hecho de que π sea una estimación de mortalidad entre el nacimiento y una edad menor que el intervalo intergenésico I^* :

“Como ninguno de los nacimientos previos ha ocurrido en los últimos nueve meses y muy pocos en el último año, todos los hijos han experimentado los altos riesgos de mortalidad de la primera parte de la vida. Por tanto, los intervalos se ubican en un rango de edades en donde el margen de variación de las tasas de cambio en la proporción de muertos es pequeño comparado con el nivel. En consecuencia, los efectos de las diferentes distribuciones de los intervalos intergenésicos en la supervivencia de los hijos serán leves. La proporción de los hijos previos que han muerto, π , será un índice consistente de mortalidad en la niñez en diferentes poblaciones. En una primera aproximación, se podría tomar como $q(I)$ la probabilidad de

muerte hasta una edad igual al intervalo intergenésico medio, I . Sin embargo, las tasas de mortalidad según edad disminuyen con creciente lentitud entre el segundo y el quinto año de vida, el período crítico. Ello produce como efecto que la proporción de muertos equivale en realidad a $q(I^*)$, donde I^* es menor que I . Como la distribución de los intervalos intergenésicos y los patrones de mortalidad es muy similar en diferentes poblaciones, es posible deducir que si se toma I^* como $[\gamma I]$, donde $[\gamma]$ es una fracción constante, se obtendrá una relación exacta de q con respecto a las proporciones de muertos" (Brass y Macrae, 1985, p. 79).

Siguiendo las ideas de Brass, se ha demostrado matemáticamente (Aguirre, 1990) que, debido a la convexidad de la función l_x al principio de la tabla de vida, la edad I^* , tal que $\pi = q(I^*)$, es menor que el intervalo intergenésico medio I . Brass y Macrae (1985) fueron los primeros en deducir que la fracción $\gamma = I^*/I$ es aproximadamente $4/5$. Otras simulaciones con distribuciones de intervalos intergenésicos en conjunción con varios modelos de tablas de vida (Coale y Demeny, 1983; Naciones Unidas, 1982), por una parte, y, por otra, con datos de historias de embarazos extraídos de la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF), confirman que $\gamma = 4/5$ es una aproximación bastante acertada (Aguirre, 1990).

Existen numerosas aplicaciones del método del hijo previo en todo el mundo. Se han hecho con datos recogidos en maternidades de, entre otros lugares, Argentina (Irigoyen y Mychaszula, 1988), Bolivia (UNICEF/CELADE, 1985), Brasil (Ortiz, 1988), Honduras (UNICEF/CELADE, 1985), Islas Salomón (Macrae, 1979), Líbano (Fargues y Khlat, 1989) y Mali (Hill y Macrae, 1985; Hill y otros, 1986).

A. SESGOS Y EXTENSIONES DEL MÉTODO BÁSICO

Como ya se mencionó, el método del hijo previo en su forma original utiliza información suministrada por las mujeres en un momento muy cercano al alumbramiento. Habitualmente los datos se recogen en hospitales o maternidades, sitios a los cuales no todas las mujeres tienen acceso. En los países menos desarrollados, las que dan a luz en hospitales y clínicas constituyen una submuestra de la población total de mujeres fecundas, en la que posiblemente estén sobrerrepresentadas las mujeres más jóvenes, más educadas y de un estrato socioeconómico más alto. Los hijos de estas mujeres están menos expuestos al riesgo de enfermedad

y muerte. También podría haber un sesgo en el sentido opuesto, si entre las mujeres que dan a luz en hospitales existe una concentración de aquellas con mayor riesgo. Ésta podría ser precisamente la razón por la cual tienen sus hijos bajo cuidados especiales. Así pues, si se utiliza información que proviene exclusivamente de mujeres que dan a luz en clínicas, se producen estimaciones de mortalidad sesgadas. Hill y otros (1986), por ejemplo, hallaron una relación inversa entre la mortalidad en la niñez y la paridez de la madre. Este resultado, que es contrario al esperado, constituye sólo un ejemplo de los sesgos que pueden producirse al utilizar una muestra compuesta solamente por mujeres que dan a luz en clínicas.

Una simulación de la recolección de información sobre el hijo previo basada en la Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF) reveló importantes diferencias en el índice de mortalidad temprana en la niñez en Perú y en México, según el lugar del parto (Aguirre, 1990). La proporción de hijos previos muertos en el momento del último parto fue de 0.156 en Perú y de 0.092 en México para las mujeres que habían dado a luz en casa. Las cifras para las mujeres que habían sido incluidas en una muestra para la aplicación de la técnica del hijo previo, a saber, aquellas que habían tenido sus hijos en maternidades, fueron de 0.088 y 0.066, respectivamente. Durante los cinco años anteriores a la encuesta, hasta 61% de los partos en Perú y 46% en México tenían lugar en la casa. Dado que la proporción de hijos previos muertos a nivel nacional fue de 0.130 en Perú y de 0.078 en México, un investigador que entre comienzos y mediados de los años setenta hubiera recabado información para utilizar la técnica del hijo previo en clínicas y hospitales de Perú y México, con la intención de estimar la mortalidad de la niñez para toda la población, habría subestimado la mortalidad en un 32% y un 15%, respectivamente.

Una propuesta alternativa para que la cobertura sea más completa es entrevistar a las mujeres en una ocasión distinta al momento del alumbramiento, con el objeto de llegar a todos los niños pequeños. Tal oportunidad podría ser el momento de la prestación de un servicio, como una inmunización o la asistencia a un programa de nutrición. Lo importante es que, en principio, tal operación tenga como objetivo contactar a todos los niños.

Sin embargo, aunque de esta manera se logra aumentar la cobertura, surgen nuevas inexactitudes, ya que sólo se contacta a las mujeres cuyos hijos sobreviven hasta el momento de la prestación de ese servicio, ocasión en que se les pregunta sobre la supervivencia del hijo anterior. Nuevamente estamos en presencia de un caso de submuestra

“privilegiada”, cuya ventaja estriba en el hecho de que el último hijo está vivo. La inexactitud que se produce obedece a la dependencia que existe entre las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos. Sin embargo, se trata de un problema que es posible solucionar.¹

El problema puede plantearse de la siguiente manera. Hay dos hermanos, uno mayor y otro menor. Cada uno puede estar vivo o muerto en el momento de la prestación del servicio de salud. En consecuencia, hay cuatro situaciones posibles:

		MAYOR		
		VIVO	MUERTO	TOTAL
MENOR	VIVO	A	B	A+B
	MUERTO	C	D	C+D
	TOTAL	A+C	B+D	T=A+B+C+D

A: Tanto el mayor como el menor están vivos. La madre va, por ejemplo, a vacunar al menor e informa que el mayor está vivo.

B: El mayor ha muerto y el menor vive. En consecuencia, la madre informa que el mayor ha muerto.

C: El mayor está vivo y el menor muerto. No se informa de la supervivencia del mayor.

D: Ambos han muerto. No se informa de la muerte del mayor.

Supongamos que x e y son, respectivamente, la edad del hermano mayor y la edad del hermano menor. La probabilidad real de que el mayor (de un par de niños) esté muerto es:

$$\Pr \{ \text{el mayor esté muerto} \} = \frac{B+D}{A+B+C+D} = q(x)$$

Sin embargo, C y D no son conocidos, ya que cuando el hermano menor está muerto la madre no es entrevistada. Con la información disponible se puede estimar $q(x)$ como:

$$\hat{q}(x) = \frac{B}{A+B}$$

lo que equivale a la probabilidad condicional:

$$\Pr \{ \text{el mayor esté muerto} \mid \text{el menor está vivo} \}$$

¹ Aguirre y Hill (1987) esbozaron un enfoque para abordar el problema de la dependencia en las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos.

Hay otra probabilidad condicional para la que no existe información alguna:

$$q^c(x) = \frac{D}{C+D} = \Pr \{ \text{el mayor esté muerto} \mid \text{el menor está muerto} \}$$

La verdadera probabilidad $q(x)$ es un promedio ponderado de las últimas dos. También pueden definirse probabilidades similares de muerte para el hermano menor. La estimación de la probabilidad de que el hijo mayor esté muerto es:

$$\Pr \{ \text{mayor muerto} \mid \text{menor vivo} \} = \frac{\Pr \{ \text{mayor muerto y menor muerto} \}}{\Pr \{ \text{menor vivo} \}}$$

Cuando hay independencia:

$$\Pr \{ \text{mayor muerto y menor vivo} \} = q(x) [1-q(y)]$$

luego:

$$\hat{q}(x) = \frac{q(x) [1-q(y)]}{1-q(y)} = q(x)$$

No obstante, existe dependencia entre la mortalidad de hermanos sucesivos. En las poblaciones estudiadas hasta ahora, la asociación es positiva, es decir, las cifras de las celdas A y D son mayores que en el caso de la independencia. Sin embargo, los desarrollos matemáticos que siguen también son válidos para los casos en que hay dependencia negativa.² Ello puede ocurrir cuando una madre con un hijo previo muerto es tan cuidadosamente atendida que las probabilidades de que su hijo siguiente sobreviva aumentan por arriba del promedio.

Supongamos que el factor de dependencia es f , tal que:

$$q^c(y) = \Pr \{ \text{el menor esté muerto} \mid \text{el mayor muerto} \} f \cdot q(y)$$

$f = 1$ implica independencia. A medida que el grado de dependencia aumenta, también aumenta f . Un valor de $f < 1$ significa dependencia negativa.

² En esta situación, los valores de las celdas B y C aumentan con respecto al caso de la independencia y los de A y D disminuyen.

Cuando hay dependencia entre las probabilidades, el número de casos en que ambos hijos están muertos aumenta (disminuye) de $D = Tq(x)q(y)$ a:

$$D = f T q(x) q(y)$$

Las demás celdas pueden obtenerse por sustracción. Sea f' el factor de dependencia entre la mortalidad de pares de niños cuyas edades exactas son x e y .

Entonces:

$$C = T q(y) - f' T q(x) q(y) = T q(y) [1 - f' q(x)]$$

$$B = T q(y) - f' T q(x) q(y) = T q(x) [1 - f' q(y)]$$

$$A = T [1 - q(y)] - T q(x) [1 - f' q(y)] \\ = T [1 - [q(x) + q(y)] + f' q(x) q(y)]$$

Estas relaciones se consideran para el ajuste de las estimaciones de mortalidad. En la práctica, cuando se aplica el método del hijo previo, la única estimación disponible es $\hat{q}(x)$. De acuerdo con lo que se ha visto antes, $\hat{q}(x)$ subestima $q(x)$ en la medida en que la dependencia sea positiva. Surgen dos preguntas. La primera, en cuanto a la exactitud de $\hat{q}(x)$ como estimación de $q(x)$, y la segunda, en cuanto al ajuste necesario para que $q(x)$ esté en consonancia con $\hat{q}(x)$. A partir de las fórmulas derivadas antes, es posible expresar $\hat{q}(x)$ en términos de f' , $q(x)$ y $q(y)$:

$$\hat{q}(x) = \frac{B}{A+B} = \frac{T q(x) [1 - f' q(y)]}{T [1 - q(y)]} = q(x) \frac{1 - f' q(y)}{1 - q(y)}$$

Cuando $f' > 1$ ($f' < 1$), $q(x)$ resulta subestimado (sobrestimado). Por consiguiente, es necesario un factor para hacer la corrección. El factor de corrección está dado por:

$$F = \frac{q(x)}{\hat{q}(x)} = \frac{q(x)}{q(x) \frac{[1 - f' q(y)]}{1 - q(y)}} = [1] \frac{1 - q(y)}{1 - f' q(y)}$$

El factor de corrección F es independiente de $q(x)$, propiedad que facilita el manejo de fórmulas más complejas. De hecho, hasta ahora hemos considerado el caso más simple, en que la edad de ambos hijos es constante. En consecuencia, f' fue definido como el factor de dependencia entre la mortalidad de pares de niños cuyas edades exactas son x e y .

Las edades fijas para el hijo mayor y el menor producen un intervalo intergenésico constante ($x-y$). Sin embargo, las probabilidades de morir son sensibles a la duración de los períodos de exposición, y, por ende, los factores de dependencia se pueden ver afectados por ellos, así como por la duración de los propios intervalos intergenésicos. Por tanto, es necesario definir factores de dependencia en que se permitan variaciones de la edad de los hijos. Sea f_y el factor de dependencia entre la probabilidad de que un hijo muera a la edad y y la probabilidad de que su hermano mayor muera a la edad x , donde x puede ser cualquier edad, con la única condición de que $y < x$.

$$f_y = \frac{\text{Pr \{el menor muera antes de la edad } y \mid \text{el mayor muera antes de que el menor llegue a la edad } y\}}{\text{Pr \{el menor muera antes de la edad } y\}}$$

No hay una referencia directa a una edad específica del hijo mayor; de esta manera se permite la variación de la edad. Esta definición también permite la variación del intervalo intergenésico, lo que significa que el factor de corrección puede obtenerse con una fórmula análoga a [1], válida para cualquier x . Por ejemplo:

$$F_y = \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \quad \forall x > y \quad [2]$$

El índice de mortalidad temprana en la niñez que se obtiene cuando se aplica el método del hijo previo en su forma original, es decir, cuando se hacen las preguntas acerca de la supervivencia en ocasión del alumbramiento, es:

$$Q = \int_0^{\infty} I(x) q(x) \delta x$$

donde:

$I(x)$ es la distribución por edad de los hijos mayores, es decir,

$$Q = \int_b^B I(x) q(x) \delta x$$

donde:

b es la longitud mínima de un intervalo intergenésico, y

B es la longitud máxima de un intervalo intergenésico.

Suponiendo que se entrevista a las madres cuando la edad de su hijo menor es exactamente y , la proporción de hijos previos muertos es:

$$Q_y = \int_0^y I(x) q(x) \delta x$$

o más precisamente:

$$Q_y = \int_{b+y}^{B+y} I(x) q(x) \delta x$$

Sin embargo, la información suministrada por las madres cuyo último hijo ha sobrevivido sólo nos permite estimar:

$$\hat{Q}_y = \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x$$

Puede aplicarse el factor de corrección que figura en [2]:

$$F_y \hat{Q} = \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \hat{Q}_y = \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x$$

$$= \int_{b+y}^{B+y} I(x) \frac{1 - q(y)}{1 - f_y q(y)} \hat{q}(x) \delta x = \int_{b+y}^{B+y} I(x) q(x) \delta x = Q_y$$

Nótese que $Q_0 = Q$ y que $\hat{Q}_0 = Q_0$. Además, cuanto menor sea y más cerca estará \hat{Q}_y de Q_y .

En los cuadros 1, 2, 3 y 4 se presentan los factores de corrección considerando la mortalidad del estándar general del sistema logito de tablas de vida (Brass, 1971), con $\beta=1$ y α variando en un rango de -1.4 a 0.4,³ y para valores de f^r entre 0.0 y 3.0. En los cuadros se indican los factores que sirven para corregir las estimaciones cuando se plantean las preguntas en el momento en que los hijos menores tienen, respecti-

³ El nivel de mortalidad también está indicado por la tasa de mortalidad infantil. El rango de los niveles de mortalidad cubre la mayoría (si no todos) de los niveles posibles de mortalidad de las poblaciones en que se podría aplicar la extensión de la técnica del hijo previo. Por una parte, $\alpha > 0.4$ produce una mortalidad extremadamente alta, y, por otra, $\alpha < -1.0$ implica un nivel bajo de mortalidad, que suele vincularse a las poblaciones con un cierto grado de desarrollo y registros vitales razonablemente buenos; en estas poblaciones la estimación indirecta no es la mejor manera de medir la mortalidad.

Cuadro 1
**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES
 DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS
 DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS
 SUCESIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD
 CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS
 TIENEN 6 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0)	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.992	0.989	0.983	0.975	0.963	0.946	0.922	0.888	0.842	0.781
0.1	0.993	0.990	0.985	0.978	0.967	0.951	0.929	0.898	0.855	0.798
0.2	0.994	0.991	0.987	0.980	0.971	0.957	0.937	0.908	0.869	0.817
0.3	0.995	0.992	0.988	0.982	0.974	0.962	0.944	0.919	0.884	0.836
0.4	0.995	0.993	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899	0.856
0.5	0.996	0.994	0.992	0.987	0.981	0.972	0.959	0.941	0.914	0.877
0.6	0.997	0.995	0.993	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899
0.7	0.998	0.997	0.995	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947	0.922
0.8	0.998	0.998	0.997	0.995	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947
0.9	0.999	0.999	0.998	0.997	0.996	0.994	0.992	0.988	0.982	0.973
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.001	1.002	1.003	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029
1.2	1.002	1.002	1.003	1.005	1.008	1.011	1.017	1.026	1.039	1.059
1.3	1.002	1.003	1.005	1.008	1.012	1.017	1.026	1.039	1.060	1.092
1.4	1.003	1.005	1.007	1.010	1.015	1.023	1.035	1.053	1.081	1.126
1.5	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.104	1.163
1.6	1.005	1.007	1.010	1.016	1.023	1.035	1.053	1.082	1.127	1.203
1.7	1.005	1.008	1.012	1.018	1.027	1.041	1.063	1.097	1.152	1.245
1.8	1.006	1.009	1.014	1.021	1.031	1.047	1.073	1.112	1.177	1.290
1.9	1.007	1.010	1.016	1.023	1.035	1.054	1.082	1.128	1.204	1.338
2.0	1.008	1.012	1.017	1.026	1.039	1.060	1.092	1.144	1.232	1.390
2.1	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.066	1.103	1.161	1.261	1.447
2.2	1.009	1.014	1.021	1.032	1.048	1.073	1.113	1.178	1.292	1.508
2.3	1.010	1.015	1.023	1.034	1.052	1.080	1.123	1.196	1.324	1.575
2.4	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134	1.214	1.358	1.647
2.5	1.012	1.017	1.026	1.040	1.060	1.093	1.145	1.233	1.393	1.727
2.6	1.012	1.019	1.028	1.042	1.065	1.100	1.156	1.253	1.431	1.815
2.7	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.107	1.168	1.273	1.470	1.913
2.8	1.014	1.021	1.032	1.048	1.073	1.114	1.179	1.294	1.512	2.021
2.9	1.015	1.022	1.034	1.051	1.078	1.121	1.191	1.315	1.556	2.143
3.0	1.016	1.023	1.035	1.054	1.082	1.128	1.203	1.337	1.603	2.280

Cuadro 2

**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS
SUCEIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS
TIENEN 12 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0)	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.989	0.984	0.977	0.966	0.950	0.927	0.894	0.850	0.792	0.718
0.1	0.990	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.904	0.863	0.808	0.739
0.2	0.991	0.987	0.981	0.972	0.959	0.940	0.914	0.876	0.826	0.761
0.3	0.993	0.989	0.984	0.976	0.964	0.947	0.924	0.890	0.844	0.784
0.4	0.994	0.990	0.986	0.979	0.969	0.955	0.934	0.904	0.864	0.809
0.5	0.995	0.992	0.988	0.982	0.974	0.962	0.944	0.919	0.884	0.836
0.6	0.996	0.994	0.991	0.986	0.979	0.969	0.955	0.934	0.905	0.864
0.7	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.977	0.966	0.950	0.927	0.895
0.8	0.998	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.977	0.966	0.950	0.927
0.9	0.999	0.998	0.998	0.996	0.995	0.992	0.988	0.983	0.974	0.962
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.002	1.002	1.004	1.005	1.008	1.012	1.018	1.027	1.041
1.2	1.002	1.003	1.005	1.007	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.085
1.3	1.003	1.005	1.007	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134
1.4	1.004	1.006	1.010	1.014	1.022	1.033	1.050	1.076	1.118	1.186
1.5	1.005	1.008	1.012	1.018	1.027	1.041	1.063	1.097	1.152	1.244
1.6	1.006	1.010	1.015	1.022	1.033	1.050	1.076	1.118	1.188	1.308
1.7	1.008	1.011	1.017	1.026	1.039	1.059	1.090	1.141	1.226	1.379
1.8	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.068	1.105	1.164	1.267	1.458
1.9	1.010	1.015	1.022	1.033	1.050	1.077	1.119	1.189	1.311	1.547
2.0	1.011	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134	1.214	1.357	1.647
2.1	1.012	1.018	1.027	1.041	1.062	1.096	1.150	1.241	1.408	1.761
2.2	1.013	1.020	1.030	1.045	1.068	1.105	1.165	1.269	1.462	1.891
2.3	1.014	1.021	1.032	1.049	1.074	1.115	1.182	1.298	1.520	2.043
2.4	1.015	1.023	1.035	1.052	1.080	1.125	1.198	1.328	1.584	2.221
2.5	1.016	1.025	1.037	1.056	1.087	1.135	1.216	1.360	1.653	2.434
2.6	1.017	1.026	1.040	1.060	1.093	1.145	1.233	1.393	1.728	2.691
2.7	1.019	1.028	1.042	1.064	1.099	1.156	1.252	1.429	1.810	3.009
2.8	1.020	1.030	1.045	1.069	1.106	1.166	1.271	1.466	1.901	3.412
2.9	1.021	1.031	1.048	1.073	1.112	1.177	1.290	1.504	2.001	3.940
3.0	1.022	1.033	1.050	1.077	1.119	1.188	1.310	1.545	2.112	4.662

Cuadro 3

**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS
SUCEIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS
TIENEN 18 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.987	0.981	0.972	0.959	0.941	0.914	0.877	0.827	0.762	0.682
0.1	0.989	0.983	0.975	0.963	0.946	0.922	0.888	0.842	0.781	0.705
0.2	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899	0.857	0.800	0.729
0.3	0.991	0.987	0.981	0.971	0.958	0.938	0.911	0.872	0.821	0.754
0.4	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947	0.922	0.888	0.842	0.782
0.5	0.994	0.991	0.986	0.979	0.969	0.955	0.934	0.905	0.865	0.811
0.6	0.995	0.992	0.989	0.983	0.975	0.964	0.947	0.923	0.889	0.844
0.7	0.996	0.994	0.992	0.987	0.981	0.973	0.960	0.941	0.914	0.877
0.8	0.997	0.996	0.994	0.992	0.988	0.982	0.973	0.960	0.941	0.915
0.9	0.999	0.998	0.997	0.996	0.994	0.991	0.986	0.980	0.970	0.956
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.002	1.003	1.004	1.006	1.009	1.014	1.021	1.032	1.049
1.2	1.003	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.103
1.3	1.004	1.006	1.009	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.103	1.162
1.4	1.005	1.008	1.011	1.017	1.026	1.039	1.059	1.091	1.143	1.229
1.5	1.006	1.010	1.014	1.022	1.033	1.049	1.075	1.117	1.185	1.303
1.6	1.008	1.012	1.017	1.026	1.039	1.060	1.092	1.144	1.230	1.388
1.7	1.009	1.013	1.020	1.030	1.046	1.070	1.109	1.172	1.280	1.483
1.8	1.010	1.015	1.023	1.035	1.053	1.081	1.126	1.201	1.333	1.593
1.9	1.012	1.017	1.026	1.040	1.060	1.092	1.144	1.232	1.391	1.721
2.0	1.013	1.019	1.029	1.044	1.067	1.104	1.163	1.265	1.454	1.871
2.1	1.014	1.021	1.032	1.049	1.074	1.115	1.182	1.299	1.523	2.050
2.2	1.016	1.023	1.035	1.053	1.082	1.127	1.202	1.335	1.599	2.266
2.3	1.017	1.025	1.038	1.058	1.089	1.139	1.223	1.374	1.683	2.533
2.4	1.018	1.027	1.041	1.063	1.097	1.152	1.244	1.414	1.776	2.872
2.5	1.019	1.029	1.044	1.068	1.104	1.164	1.266	1.457	1.880	3.315
2.6	1.021	1.031	1.047	1.072	1.112	1.177	1.289	1.503	1.997	3.920
2.7	1.022	1.033	1.051	1.077	1.120	1.190	1.313	1.552	2.130	4.795
2.8	1.023	1.035	1.054	1.082	1.128	1.204	1.338	1.604	2.282	6.173
2.9	1.025	1.037	1.057	1.087	1.136	1.217	1.363	1.660	2.457	8.663
3.0	1.026	1.039	1.060	1.092	1.144	1.232	1.390	1.719	2.661	14.518

Cuadro 4

**FACTORES DE CORRECCIÓN PARA AJUSTAR LAS PROPORCIONES
DE HIJOS PREVIOS FALLECIDOS, PARA DIFERENTES GRADOS
DE DEPENDENCIA ENTRE LA SUPERVIVENCIA DE HIJOS
SUCESIVOS Y DIVERSOS NIVELES DE MORTALIDAD
CUANDO LOS ÚLTIMOS HIJOS VIVOS
TIENEN 24 MESES DE EDAD**

Alfa	-1.4	-1.2	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	-0.0	0.2	0.4
q(1.0)	0.011	0.016	0.023	0.034	0.050	0.073	0.106	0.150	0.208	0.282
f										
0.0	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.903	0.862	0.807	0.737	0.653
0.1	0.987	0.981	0.972	0.958	0.939	0.912	0.874	0.823	0.757	0.676
0.2	0.988	0.983	0.975	0.963	0.946	0.921	0.886	0.839	0.778	0.701
0.3	0.990	0.985	0.978	0.967	0.952	0.930	0.899	0.857	0.800	0.729
0.4	0.991	0.987	0.981	0.972	0.959	0.939	0.912	0.875	0.824	0.758
0.5	0.993	0.989	0.984	0.976	0.965	0.949	0.926	0.893	0.849	0.790
0.6	0.994	0.991	0.987	0.981	0.972	0.959	0.940	0.913	0.875	0.824
0.7	0.996	0.994	0.990	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.903	0.862
0.8	0.997	0.996	0.994	0.990	0.986	0.979	0.969	0.954	0.933	0.904
0.9	0.999	0.998	0.997	0.995	0.993	0.989	0.984	0.977	0.966	0.949
1.0	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
1.1	1.001	1.002	1.003	1.005	1.007	1.011	1.016	1.025	1.037	1.056
1.2	1.003	1.004	1.007	1.010	1.015	1.022	1.033	1.050	1.077	1.119
1.3	1.004	1.007	1.010	1.015	1.022	1.033	1.051	1.077	1.120	1.190
1.4	1.006	1.009	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.106	1.166	1.270
1.5	1.007	1.011	1.016	1.025	1.037	1.057	1.087	1.136	1.217	1.363
1.6	1.009	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.106	1.168	1.272	1.469
1.7	1.010	1.015	1.023	1.035	1.053	1.081	1.126	1.201	1.333	1.594
1.8	1.012	1.018	1.027	1.040	1.061	1.094	1.147	1.237	1.399	1.742
1.9	1.013	1.020	1.030	1.045	1.069	1.107	1.169	1.274	1.473	1.919
2.0	1.015	1.022	1.033	1.051	1.078	1.120	1.191	1.314	1.555	2.138
2.1	1.016	1.024	1.037	1.056	1.086	1.134	1.214	1.357	1.646	2.412
2.2	1.018	1.027	1.040	1.062	1.095	1.148	1.238	1.403	1.749	2.768
2.3	1.019	1.029	1.044	1.067	1.103	1.162	1.263	1.451	1.865	3.246
2.4	1.021	1.031	1.047	1.072	1.112	1.177	1.289	1.503	1.998	3.924
2.5	1.022	1.034	1.051	1.078	1.121	1.192	1.317	1.559	1.151	4.960
2.6	1.024	1.036	1.055	1.084	1.130	1.208	1.345	1.620	1.330	6.739
2.7	1.025	1.038	1.058	1.089	1.140	1.224	1.375	1.685	2.541	10.507
2.8	1.027	1.041	1.062	1.095	1.149	1.240	1.406	1.756	2.795	23.840
2.9	1.028	1.043	1.066	1.101	1.159	1.257	1.438	1.833	3.104	-88.668
3.0	1.030	1.045	1.069	1.107	1.168	1.274	1.472	1.917	3.491	-15.503

vamente, 6, 12, 18 y 24 meses de edad. Las hileras correspondientes a $f^* = 1.0$ contienen la unidad, lo que indica que no hace falta corrección en el caso de independencia estocástica. Encima de estas hileras los valores indican sobrestimación, la que debe corregirse con factores menores que 1. Todo esto ocurre cuando hay una dependencia negativa ($f^* < 1$). En contraste, con una dependencia positiva se produce en realidad una subestimación, que se ajusta con factores superiores a 1. Cuanto más apartado se esté de la independencia (mientras mayor sea $|f^* - 1|$) y/o mientras mayor sea el nivel de mortalidad (mayor α ó ${}_1q_0$), más grave será la subestimación (sobrestimación) y mayor la magnitud de la corrección. Esa gravedad también aumenta cuando el hijo menor es de más edad (compárense los cuadros). En lo que se examinó antes, se utilizó una edad fija y para el hijo menor en el momento de recogerse la información. En la práctica, cuando se recaban los datos, los niños a los cuales se dirige el servicio prestado tendrán diferentes edades. Sin embargo, se prevé que las edades oscilarán dentro de un cierto margen. Si, por ejemplo, el servicio prestado es una inmunización, es probable que se entreviste a las mujeres con hijos no menores de dos meses ni mayores de dos años. Incluso si el tipo de servicio entraña el contactar a niños de un mayor margen de edades, el análisis puede restringirse a los casos en que las edades se ubican dentro de un intervalo más corto, en que los problemas de memoria no sean considerables, por ejemplo, no más de tres años. Una estimación comparable con la técnica del hijo previo "tradicional" sería la proporción de hijos previos muertos, nacidos de madres que tuvieron su último hijo dentro del intervalo permitido, independientemente de si su último hijo está vivo o no:

$$Q = \int_v^V I(y) \int_{b+y}^{B+y} I(x) q(x) \delta x \delta y$$

donde:

v es la edad mínima de los hijos menores

V es la edad máxima de los hijos menores

$I(y)$ es la distribución de los hijos según el tiempo transcurrido desde su nacimiento

Nuevamente, y dado que no todas las mujeres fueron entrevistadas, la estimación disponible es:

$$\hat{Q} = \int_v^V I(y) \int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \delta y$$

El factor de corrección para esta estimación está dado por:

$$\phi = \frac{Q}{\hat{Q}}$$

que es un promedio ponderado de los factores de corrección F_y :

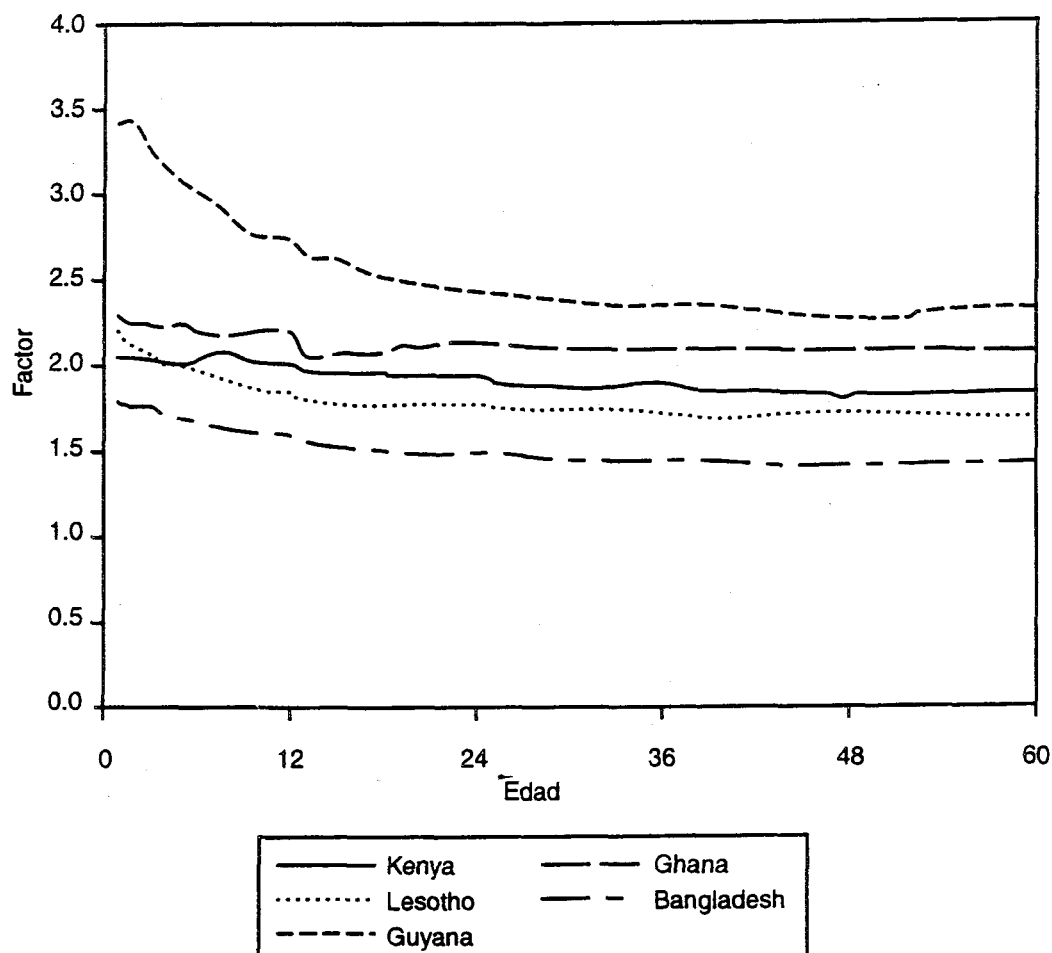
$$\begin{aligned} \phi &= \frac{Q}{\hat{Q}} = \frac{\int_v^v \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) q(x) \delta x \delta y}{\int_v^v \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) \hat{q}(x) \delta x \delta y} = \\ &= \frac{\int_v^v \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) \hat{q}(x) \frac{1 - q(y)}{1 - f, q(y)} \delta x \delta y}{\int_v^v \int_{b+y}^{B+y} I(y) I(x) \hat{q}(x) \delta x \delta y} = \\ &= \frac{\int_v^v I(y) \frac{1 - q(y)}{1 - f, q(y)} \left[\int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \right] \delta y}{\int_v^v I(y) \left[\int_{b+y}^{B+y} I(x) \hat{q}(x) \delta x \right]} = \\ &= \frac{\int_v^v I(y) \hat{Q}(y) \frac{1 - q(y)}{1 - f, q(y)} \delta y}{\int_v^v I(y) \hat{Q}(y) \delta y} = \frac{\int_v^v I(y) \hat{Q}(y) F_y \delta y}{\int_v^v I(y) \hat{Q}(y) \delta y} \end{aligned}$$

Es decir, un promedio de las F_y sobre las edades de los hijos menores, ponderado por el producto $I(y)\hat{Q}(y)$. Así, el valor del factor de corrección ϕ también dependerá de la distribución de las edades de los hijos menores, que pueden variar de una población a otra, así como según el tipo de intervención de salud. Por consiguiente, no es posible desarrollar algo así como factores de corrección universales sobre la única base del nivel de mortalidad. Es más, sería una sofisticación innecesaria, porque un promedio simple no debe diferir mucho de ϕ . De hecho, los factores de dependencia f_y varían inversamente al nivel de mortalidad. Ello significa que probablemente no se utilizarán la mayoría de los factores de corrección F_y que figuran en los cuadros, y que los que se usen serán relativamente similares. De esa manera, aunque se podría hacer más para mejorar el factor de corrección ϕ , el esfuerzo no parece valer la pena. Un promedio simple de las edades de los hijos menores puede bastar para decidir qué cuadro(s) debe(n) utilizarse para seleccionar (interpolarse, en el caso de las edades intermedias) el factor de corrección.

B. APLICACIONES EMPÍRICAS

Para calcular factores empíricos de dependencia entre las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos, se utilizaron los registros de embarazos extraídos de cinco encuestas de la EMF. La selección de los países se basó en tres criterios. Primero, las edades al morir debieron codificarse mes a mes para poder determinar con exactitud si un niño había muerto o no, para cada edad en meses del hijo siguiente. Segundo, se incluyeron países con diversos niveles de mortalidad, para averiguar si había una relación entre el nivel de mortalidad y el grado de dependencia. En tercer lugar, se buscó una representación geográfica mundial. Los países, ordenados de mayor a menor nivel de mortalidad (tasas de mortalidad infantil por 1 000 en paréntesis), son Bangladesh (135), Lesotho (126), Kenya (87), Ghana (72) y Guyana (58). Para el análisis de la dependencia se utilizaron datos de un total de 76 371 pares de niños. Los factores de dependencia para los primeros 60 meses de vida de los 5 países seleccionados aparecen en el gráfico 1. El resultado más destacado es que cuanto mayor es la mortalidad, menor es el factor de dependencia entre las probabilidades de muerte de hermanos sucesivos. También puede observarse una reducción sistemática de los factores a medida que aumenta la edad. La reducción es más importante durante el primer año.

Gráfico 1
PAÍSES SELECCIONADOS: FACTORES DE DEPENDENCIA
ENTRE LAS PROBABILIDADES DE MUERTE DE
HERMANOS SUCESIVOS, SEGÚN
LA EDAD DEL MENOR



En el gráfico 1 se ilustra una aplicación de la extensión del método del hijo previo con datos recogidos por el Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS), en el marco de un proyecto sobre planificación familiar basada en el riesgo reproductivo. Este proyecto comprendió la realización de dos encuestas paralelas, durante los meses de septiembre y octubre de 1986, en los estados de Aguascalientes y Querétaro. En una de las encuestas se entrevistó a las mujeres durante su internación en maternidades del IMSS. En la otra, las entrevistas se realizaron en clínicas de consulta externa del IMSS, con mujeres en edad de procrear, tanto si las mujeres estaban en la clínica para recibir un servicio como si estaban acompañando a un paciente. Entre otras numerosas informaciones so-

licitadas, en los hospitales se preguntó acerca de la supervivencia del hijo previo. En las clínicas, por otra parte, los datos recabados incluían la supervivencia del penúltimo hijo y la fecha de nacimiento del último, así como información sobre su supervivencia. Tal información es suficiente para aplicar la técnica del hijo previo tanto en su forma original como según la extensión aquí propuesta.

El índice de mortalidad temprana en la niñez obtenido a partir de la encuesta en los hospitales fue de 37.8 por 1 000. En consonancia con este resultado, en la encuesta realizada en las clínicas, restringiendo la muestra a los casos en que el último hijo había nacido menos de dos años antes de la encuesta (para evitar problemas de memoria), la proporción de hijos previos muertos fue de 37.1 por 1 000. Si sólo se considera a las mujeres con un hijo sobreviviente, la proporción es 35.1 por 1 000. Esta última cifra es inferior a las anteriores, debido a los efectos de la dependencia entre los riesgos de mortalidad.

Si la información se hubiera recogido durante la prestación de un servicio, en cuyo caso sólo se hubiera entrevistado a mujeres con un hijo sobreviviente, se dispondría únicamente de la última estimación de mortalidad, estimación que debe corregirse por los efectos de la dependencia. Merced a información suplementaria se supo que la edad promedio de los hijos nacidos en los dos últimos años antes de la encuesta era de 9.3 meses. En el gráfico 1 se observa que en Guyana, que tiene el nivel de mortalidad más bajo de los cinco países, el factor de dependencia es de casi 3.0 a los 9 meses. La mortalidad de la población utilizada en este ejemplo es aún menor, de modo que es de prever que el factor de dependencia sea mayor. Suponiendo un factor de dependencia de 3.0 y un nivel de mortalidad correspondiente a $\alpha = -1.0$ (tasa de mortalidad infantil de 23 por 1 000), el factor de corrección interpolado de los cuadros 1 y 2 es $F_{9,3} = 1.043$. La estimación corregida para los datos de las madres con un hijo sobreviviente entrevistadas en las clínicas es:

$$Q = F_{9,3} \hat{Q} = 1.043 \times 35.1 = 36.6$$

Es decir, una cifra más cercana a la que se obtuvo utilizando la información de todas las mujeres entrevistadas en las clínicas y también a la obtenida a partir de los datos de los hospitales.

La población que tiene derecho a los servicios de salud del IMSS es una población selecta: predominantemente urbana y con condiciones socioeconómicas por encima del promedio. Por consiguiente, no hay grandes diferencias en cuanto al tipo de servicios solicitados. Es decir,

las mujeres que se atienden por consultas obstétricas y por consultas ambulatorias en el IMSS son básicamente las mismas. Ello explica la coincidencia de los resultados, ya que los datos provenientes de las clínicas no aumentaron la cobertura con respecto a la de los hospitales. De hecho, el objetivo de este ejemplo era comprobar la validez de la extensión de la técnica del hijo previo, y para esta prueba hubo que confrontar muestras comparables.

La corrección probablemente no fue muy importante, dado el bajo nivel de mortalidad de la población utilizada para ilustrar la extensión del método del hijo previo. Sin embargo, la corrección fue en la dirección correcta y era del orden de magnitud requerido. En poblaciones con mayor mortalidad la corrección será cuantitativamente más importante que en este ejemplo.

En conclusión, el método en su forma original puede tener un valor limitado cuando se utiliza en áreas donde sólo una baja proporción de los nacimientos se produce en hospitales y clínicas. La ventaja de la extensión descrita en este trabajo es que se puede plantear la pregunta básica acerca de la supervivencia del hijo previo en una variedad mucho más amplia de circunstancias, en que la cobertura puede resultar muy superior.

GLOSARIO

π , Q : Proporción de hijos anteriores muertos.

I : Intervalo intergenésico medio.

${}_xq_0$, $q(x)$: Probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad x .

Las expresiones anteriores se utilizan para denotar las probabilidades de muerte del hijo previo o del mayor en un par de hijos.

${}_yq_0$, $q(y)$: Probabilidad de morir entre el nacimiento y la edad y .

En este caso, son utilizadas para denotar las probabilidades de muerte de hijos actuales o del menor de un par de hijos.

I^* : Edad tal que $\pi = q(I^*)$.

γ : Cociente de I^* sobre I [$\gamma = I^*/I$].

lx : Número [proporción] de sobrevivientes a la edad x .

A : Número de casos en que, en un par de hijos, ambos están vivos.

- B : Número de casos en que, en un par de hijos, el mayor está muerto y el menor vivo.
- C : Número de casos en que, en un par de hijos, el mayor está vivo y el menor muerto.
- D : Número de casos en que, en un par de hijos, ambos están muertos.
- $\hat{q}(x)$: Probabilidad de que el hijo mayor esté muerto, dado que el menor vive.
- $q^c(x)$: Probabilidad de que el hijo mayor esté muerto, dado que el menor está muerto.
- $\hat{q}(y)$: Probabilidad de que el hijo menor esté muerto, dado que el mayor vive.
- $q^c(y)$: Probabilidad de que el hijo menor esté muerto, dado que el mayor está muerto.
- f : Factor de dependencia entre las probabilidades de muerte de dos hermanos sucesivos.
- F : Factor de corrección para $\hat{q}(x)$.
- f'_y : Factor de dependencia entre las probabilidades de muerte de dos hermanos sucesivos, cuando la edad del menor es y .
- F_y : Factor de corrección para $\hat{q}(x)$, cuando la edad del menor es y .
- $I(x)$: Distribución de los hijos mayores por tiempo desde su nacimiento.
- b : Longitud mínima de un intervalo intergenésico.
- B : Longitud máxima de un intervalo intergenésico.
- Q_y : Proporción de hijos previos muertos cuando el menor tiene [tendría] la edad y .
- \hat{Q}_y : Proporción de hijos previos muertos cuando el menor tiene edad y .
- α : Parámetro que indica el nivel de mortalidad en el sistema logito de tablas de vida.
- β : Parámetro que indica el patrón de mortalidad en el sistema logito de tablas de vida.
- Q : Proporción de hijos previos muertos cuando se entrevista a las madres en un momento posterior al alumbramiento, independientemente de la supervivencia del hijo menor.

- v: Edad mínima de los hijos menores.
 V: Edad máxima de los hijos menores.
 I(y): Distribución de los hijos menores por tiempo desde su nacimiento.
 \hat{Q} : Estimación de Q cuando los hijos menores viven.
 ϕ : Factor de corrección para \hat{Q} .

BIBLIOGRAFÍA

- Aguirre, Alejandro (1990), "The Preceding Birth Technique for the Estimation of Child Mortality: Theory, Extensions and Applications", tesis de grado, Londres, University of London.
- Aguirre, Alejandro y Allan G. Hill (1987), "Childhood Mortality Estimates Using the Preceding Birth Technique: Some Applications and Extensions", CPS Research Paper, N° 87-2, Londres, Centro de Estudios Demográficos, University of London.
- Brass, William (1971), "Sobre la escala de la mortalidad", serie DS - CELADE (San José), N° 7, San José de Costa Rica, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Brass, William y S. Macrae (1985), "Childhood mortality estimated from reports on previous births given by mothers at the time of a maternity. I. Preceding Birth Technique", *Advances in Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, William Brass (comp.), Londres, Centro de Estudios Demográficos, University of London.
- Brass, William y otros (1968), *The Demography of Tropical Africa*, Princeton, Princeton University Press.
- Coale, Ansley J. y Paul Demeny (1983), *Regional Model Life Tables and Stable Populations*, Nueva York, Academic Press.
- Fargues, Philippe y Myriam Khlat (1989), "Child mortality in Beirut: six indirect estimates based on data collected at the time of a birth", *Populations Studies*, Londres.
- Guzmán, José Miguel (1988), El procedimiento del hijo previo: la experiencia latinoamericana (LC/DEM/DGF/R.1), documento presentado al "Seminario Latinoamericano de Recolección y Procesamiento de Datos Demográficos" (Santiago de Chile, 23 al 27 de mayo de 1988), Santiago de Chile, Centro Latinoamericano de Demografía (CELADE).
- Hill, Allan G. y S. Macrae (1985), "Measuring childhood mortality levels: a new approach", *UNICEF Social Statistics Bulletin*, N° 8 (2), Nairobi.
- Hill, Allan G. y otros (1986), "L'enquête pilote sur la mortalité aux jeunes âges dans cinq maternités de la ville de Bamako, Mali", *Estimation de la mortalité du jeune enfant*, vol. 145, París, Éditions de l'Institut National de la Santé et de la Recherche Médicale (INSERM).
- Irigoyen, Miguel y Sonia María Mychaszula (1988), "Estimación de la mortalidad infantil mediante el método del hijo previo. Aplicación en el hospital rural de Junín de los Andes", documento presentado al "Seminario Latinoamericano de Recolección y

- Procesamiento de Datos Demográficos” (Santiago de Chile, 23 al 27 de mayo de 1988), Buenos Aires, Centro de Estudios de Población (CENEP).
- Macrae, S. (1979), “Birth Notification Data as a Source of Basic Demographic Measures: Illustrated by Specific Application to the Study of Childhood Mortality in the Salomon Islands”, tesis de grado, Londres, University of London.
- Mbacké, Cheikh (1988), “Quelques difficultés liées à la mesure de la mortalité des enfants pour l'évaluation des programmes de santé en Afrique”, *African Population Conference*, vol. 2, Dakar, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población (UIECP).
- Naciones Unidas (1982), *Tablas modelo de mortalidad para países en desarrollo*, serie Population Studies, N° 77 (ST/ESA/SER.A/77), Nueva York. Publicación de las Naciones Unidas, N° de venta: S.81.XIII.7.
- Ortiz, Luis Patricio (1988), “Estimativas de mortalidade infantil através do método do filho prévio”, *Anais do VI Encontro Nacional de Estudos Populacionais*, vol. 4, Olinda, Brasil.
- UNICEF/CELADE (Fondo de las Naciones Unidas para la Infancia/Centro Latinoamericano de Demografía) (1985), “Nuevo procedimiento para recolectar información sobre mortalidad de la niñez: investigación experimental en Bolivia y Honduras”, serie OI, N° 37 (LC/DEM/G.26), Santiago de Chile.